

环境规制约束下数字金融对绿色发展效率的影响

——基于2011—2020年省级面板数据的考察

韩雅清^{a,b}, 林丽梅^c, 李玉水^{a,b}

(福建江夏学院 a.金融学院, b.金融风险管理研究中心, c.公共事务学院, 福建 福州 350108)

摘要: 基于2011—2020年省级面板数据, 采用方向性距离函数和Malmquist-Luenberger生产率指数测算30个省份的绿色发展效率, 并通过动态面板GMM模型实证检验数字金融对绿色发展效率的影响及其机制。研究结果表明: 在环境规制约束下, 数字金融及其三个子维度对绿色发展效率提升起促进作用, 且存在区域异质性; 数字金融与环境规制二者的交互作用对绿色发展具有正向影响, 表明数字金融能够缓解因环境规制产生的融资约束, 在一定程度上弱化环境规制对绿色发展效率的负效应; 作用机制检验表明数字金融通过产业结构高级化、金融资源优化配置和技术创新进而对绿色发展效率产生正向影响。

关键词: 数字金融; 环境规制; 绿色发展效率; 动态面板GMM模型

中图分类号: F124.5; F832; X196 文献标志码: A 文章编号: 1009-2013(2023)04-0081-10

Impact of digital finance on green development efficiency

under environmental regulatory constraints:

An examination based on provincial panel data from 2011 to 2020

HAN Yaqing^{a,b}, LIN Limei^c, LI Yushui^{a,b}

(a. School of Finance, b. Financial Risk Management Research Center,
c. School of Public Affairs, Fujian Jiangxia University, Fuzhou 350108, China)

Abstract: Based on the provincial panel data from 2011 to 2020, this study uses directional distance function and Malmquist-Luenberger productivity index to measure the green development efficiency of 30 provinces in China, and empirically examines the influence of digital finance on green development efficiency and its mechanisms through the dynamic panel GMM model. The research results show that under environmental regulatory constraints, digital finance and its three sub-dimensions play a promoting role in improving green development efficiency, and produce regional heterogeneity in the promotion. The interaction between digital finance and environmental regulation has a positive impact on green development, indicating that digital finance can alleviate the financing constraints caused by environmental regulations and weaken the negative effect of environmental regulation on green development efficiency to some extent. The mechanism test shows that digital finance has a positive effect on green development efficiency through advanced industrial structure, optimized allocation of financial resources and technological innovation.

Keywords: digital finance; environmental regulation; green development efficiency; dynamic panel GMM model

一、问题的提出

在环境问题依然严峻、绿色经济转型乏力等条

收稿日期: 2023-05-22

基金项目: 福建省社科研究基地重大项目(FJ2020MJDZ051; FJ2022MJDZ040)

作者简介: 韩雅清(1989—), 女, 福建漳州人, 讲师, 博士, 主要研究方向为资源与环境管理、金融风险管理。

件约束下, 如何推动绿色发展已成为经济可持续发展的核心要义。金融作为国民经济血脉, 是优化资源配置和宏观调控的重要工具。随着大数据、人工智能、云计算与区块链等现代数字技术在金融领域的广泛应用, 传统金融在数字科技的赋能下孕育出“数字金融”的新业态, 而数字金融得益于其普惠性、便捷性和高效性的优势, 通过拓宽融资渠道、

优化资源配置等方式开始重塑经济发展格局,逐渐成为引领科技创新、驱动经济社会转型发展的新动能,为绿色发展效率的提升提供了新契机。那么,在当前环境规制趋紧的宏观背景下,数字金融如何影响绿色发展?通过何种路径产生作用?数字金融与环境规制对绿色发展效率的综合影响又如何?深入探究上述议题对挖掘数字金融的生态经济社会效益具有重要的实践价值与理论意义。

为了厘清数字金融、环境规制与绿色发展的相关研究,本文从两个方面对已有文献进行梳理。首先,从数字金融影响绿色发展效率的角度来看,现有文献侧重研究金融发展对绿色发展效率的作用机制,认为金融发展通过企业监督效应和资本配置效应,支持绿色产业和提升环境保护力度进而影响区域绿色发展^[1]。也有学者认为金融发展通过结构效应、规模效应和技术效应影响绿色全要素生产率^[2,3]。有部分学者关注了金融发展与环境保护、生态建设之间的关系,认为金融发展是影响碳排放、环境污染和生态建设的重要因素^[4],但金融发展是缓解还是加剧环境污染存在较大争议^[5,6]。随着数字经济时代的迅速发展,越来越多的学者关注到了数字金融在绿色发展中的传递作用。在影响机制方面,部分学者认为数字化技术的应用通过金融机构的结构优化、效率提升以及环境责任承担,促进绿色金融发展^[7],而部分学者认为数字普惠金融通过降低要素扭曲^[8]、优化产业结构、缓解资源错配^[9]等路径提高了绿色发展水平。

其次,从环境规制对绿色发展影响的角度来看,学界对二者关系的探讨尚存分歧^[10]。一种观点认为环境规制在推动绿色发展方面具有积极作用,环境规制通过技术创新效应、创新补偿效应和投资筛选效应^[11],促进产业结构高级化和能源消费低碳化^[12],同时,吸引先进的高端绿色生产技术来实现绿色“溢出效应”^[13],进而推动绿色发展。另一种观点认为环境规制对绿色经济效率产生负面影响,环境规制的加强使得政府和企业增加了环境保护和污染治理成本,抑制企业产出绩效和经济发展,并且较强的环境规制会促使金融资源向第二产业配置从而抑制了绿色发展效率的提升^[14]。第三种观点则认为环境规制对绿色经济效率的影响呈阶段性、非线性特征。早在1995年Porter等就提出“波特假

说”,指出适度的环境规制可以激励企业进行研发创新,通过技术创新来提高企业的产出效率,弥补环境规制增加的合规成本^[15],后来诸多学者也验证了“波特假说”存在的事实^[16,17]。随着研究的深入推进,学者在行业、区域、环境规制工具等方面进一步细分,探讨了不同环境规制工具、不同类型行业和区域对绿色技术创新影响的差异性^[18-21]。

综合而言,以往文献关于数字金融、环境规制以及绿色发展的研究已取得了丰富成果,但目前鲜有研究将数字金融与绿色发展的相互作用置于环境规制约束背景下,尚未对数字金融与环境规制对绿色发展效率的协同影响与内在关联做出正面回应。鉴于此,笔者拟基于2011—2020年省级面板数据,分析环境规制约束下数字金融对绿色发展效率的影响及其作用机制,并进一步考察其区域异质性,为推动我国经济的绿色发展提供启示借鉴。

二、理论基础与研究假设

(一) 数字金融对绿色发展效率的影响分析

数字金融包括覆盖广度、使用深度和数字化程度多个维度,数字金融本身具有极强的绿色属性,在推动绿色发展过程中发挥着重要作用。区别于传统金融,数字金融基于“绿色”属性,利用人工智能技术实现客户绿色项目的智能识别、绿色效益评估、风险预警等一系列重要目标,为推动绿色发展与提高经济质量提供了新引擎。一方面,数字技术赋予传统金融绿色属性,依托数字平台的网络化和去媒介化特征,为客户提供绿色信贷、绿色理财、绿色保险和绿色债券等金融产品,拓宽大众参与环保事业的渠道,同时通过数字技术构建数字化智能绿色金融服务体系,实现金融业务便捷办理和客户精准营销,推动社会生产和生活绿色化,从而促进绿色发展。另一方面,绿色转型过程中大量的绿色低碳企业和项目均需要资金支持,仅仅依靠政府财政补贴远远不够,而数字金融凭借其天然的绿色属性和数字技术优势,能够有效解决绿色低碳产业融资难的问题,促进产业结构绿色转型升级^[22],同时帮助更多绿色低碳或小微环保企业提高生产效率,进而推动绿色发展。据此提出以下假设:

H₁: 数字金融发展能够有效提升绿色发展效率

（二）数字金融影响绿色发展效率的机制分析

数字金融是在数字科技的赋能下孕育而来的一种新业态，具有低成本、普惠性与高效性的天然优势。通过对文献梳理，可以定性分析得出数字金融可能会通过产业结构效应、金融资源配置效应和技术创新效应等机制影响绿色发展效率。

1. 产业结构效应

数字金融能够促进产业结构升级推动绿色发展。产业结构升级可以通过要素重置、产业溢出等多种机制促进绿色发展效率的提升。数字金融在数字技术的赋能下，一方面运用现代化数字技术，精准识别绿色创新项目，引导资金等要素向绿色部门和高科技产业流入，促进产业结构优化升级，推动绿色发展；另一方面，通过差异化金融产品与服务激发绿色消费需求，倒逼企业转型升级，加速企业绿色产业链布局，进而推动绿色发展。

2. 金融资源配置效应

数字金融有助于提高资源优化配置效率，促进绿色发展效率提升。数字金融打破了传统金融系统“二八定律”^[23]，某种程度上重塑了金融体系，提高了金融资源的可达性，使金融服务触及小微企业等受到资金歧视的“长尾群体”，优化分配体系，扩大了金融服务覆盖面，帮助更多绿色低碳企业和项目提高融资规模和融资效率，促进绿色经济产出，进而提升绿色发展效率。同时，利用数字平台不断创新金融产品与服务、拓宽金融服务边界，建立金融服务双方互联互通桥梁，突破时间与空间限制，精准匹配产业链需求端，提高融资效率，有效缓解资源错配问题，为全面提升绿色发展效率提供有力的资金支持。

3. 技术创新效应

数字金融促进技术创新提高绿色发展效率。创新是绿色发展的内源动力，数字金融依托大数据、人工智能等现代化技术，弥补了传统金融的缺陷^[24]，以其高度信息化和普惠性特征为清洁能源开发和环保产业提供融资服务，降低中小微企业的研发成本，推进新技术的应用，从源头减少环境污染，缓解企业生产活动对生态环境的破坏，从而提高绿色发展效率。

综上提出以下假设：

H₂：数字金融能够通过优化产业结构、金融资源配置和提升技术创新水平促进绿色发展效率的提升

（三）环境规制与数字金融对绿色发展效率的协同影响

实现绿色发展的关键是完善环境政策和制度，地方政府既要借助环境规制引导绿色技术创新，倒逼高污染高能耗企业绿色转型升级，同时也需要借助金融创新，通过绿色信贷、绿色金融引导地方经济绿色发展，支持绿色技术创新和应用^[25]。环境规制政策的实施对企业生产提出更高要求，为达到环境规制标准，企业不得不增加环境保护和治污技术研发投入，提升生产工艺和效率，这对企业投入成本产生巨大压力。尽管内源融资可以缓解部分资金压力，但由于技术创新研发需要持续不断的资金供给，且短期内产出不确定，企业不得不寻求更多外源融资渠道。数字金融的发展为环境规制更好地推动绿色发展与技术革新提供了金融支持。数字金融通过数字平台汇集资金，并且在政府“有形之手”和市场“无形之手”的共同作用下，促进了金融资源流向更多长尾群体，打破外源性融资限制，缓解绿色产业、高科技行业等绿色创新主体融资约束困境，为技术创新与绿色发展提供金融支持。与此同时，环境规制能显著提高环境信息披露程度，为金融机构提供信息甄别的标准，促进绿色信贷投放。因此，数字金融能够缓解因环境规制产生的融资约束，在一定程度上弱化环境规制对绿色发展效率的负向影响，而环境规制在一定程度上促进数字金融发展，引导金融机构开拓环保蓝海市场。据此提出以下假设：

H₃：数字金融与环境规制的交互作用能够有效提升绿色发展效率

三、研究设计

（一）变量选择

1. 被解释变量

被解释变量为绿色发展效率（*GTFP*）。采用方向性距离函数和 Malmquist-Luenberger 生产率指数

测算绿色发展效率。此方法由 Chung^[26]提出,将包含非期望产出的方向距离函数应用于 Malmquist 模型,得到 Malmquist-Luenberger 指数(简称 ML 指数),以期在增加期望产出的同时减少非期望产出。测算 ML 指数需要综合考虑环境、能源、资源等方面的约束,因此,在设定投入和产出指标时将以上要素包含在内,具体指标选取如下:

(1) 投入指标。本文选择劳动力、资本存量和能源投入量作为绿色发展效率的投入指标。其中,劳动力投入以年末就业总人数来衡量;资本存量的计算参考单豪杰^[27]的测算方法,利用永续盘存法,以 2010 年为基期,以 10.96% 的折旧率计算各省份年度资本存量;能源投入量以综合能耗表示,即各省每年消耗的煤炭、焦炭、原油等八种能源,根据《GB2589-2008T 综合能耗计算通则》转换成统一单位进行加总得出每个省份的能源消费总量,并将能耗折算为“万 t 标准煤”。

(2) 产出指标。产出包括期望产出和非期望产出。其中,期望产出以 2010 年为不变价计算的各省实际人均 GDP 表示;非期望产出以各省每年碳排放总量和工业三废排放量(即废水、废气、固体废物三大污染排放指标)来衡量,其中,碳排放计算根据《2006 年 IPCC 国家温室气体清单指南》中能源部分所提供的二氧化碳排放量的公式计算^①。

2. 核心解释变量

(1) 数字金融(df)。数字金融发展水平选择以北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服共同编制的“北京大学数字普惠金融指数”表示,该指数从覆盖广度、使用深度和数字化程度三个维度构建了普惠金融评价体系^[28],能够全面反映各省份数字金融发展水平。其中,覆盖广度主要针对数字金融的覆盖面而言,即覆盖的人群和地域;使用深度主要从实际使用数字金融服务的情况来衡量,体现数字金融服务的多层次性和多元化;数字化程度主要体现在数字金融服务的便利性、低成本和信用化等方面。

(2) 环境规制(er)。参考李荣锦等^[14]对环境规制指标构建的方法,采用工业污染治理投资额与 GDP 的比重衡量环境规制强度,比值越大说明环境规制强度越大,反之,则越小。

3. 控制变量

为缓解因遗漏变量所导致的估计偏差,本文选取经济发展水平(eco)、人口密度(pop)、政府干预(dgi)、基础设施建设水平(inc)、城镇化率(urban)、对外开放(open)六个方面的指标作为控制变量。其中,经济发展水平以 2010 年为不变价计算的实际人均 GDP 表示;人口密度以年末常住人口与行政面积之比表示;政府干预以地方财政预算支出与总人口比值表示;基础设施建设水平以公路里程、铁路营业里程、内河航道里程总和与行政面积之比表示;城镇化率以城镇常住人口与常住人口比值衡量;对外开放则使用外商直接投资总额占 GDP 比重衡量。

(二) 模型设定

为检验环境规制约束下数字金融对绿色发展效率的影响,本文在模型中加入数字金融和环境规制交互项,并且对交互项进行中心化处理,计量模型设定为如下形式:

$$GTFP_{it} = \alpha + \rho_1 GTFP_{i,t-1} + \rho_2 GTFP_{i,t-2} + \beta_1 \ln df_{it} + \beta_2 er_{it} + \beta_3 \ln df_{it} \times er_{it} + \sum_{i=1}^6 control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,GTFP 表示绿色发展效率,df 表示数字金融发展指数,er 表示环境规制,control 表示控制变量,包括经济发展水平、人口密度、政府干预、基础设施建设水平、城镇化率、对外开放,ln df × er 表示数字金融与环境规制的交互项(交互项中心化处理),i 表示省级截面单元,t 表示年份, μ 表示个体固定效应, ε 表示随机扰动项, $\alpha, \rho, \beta, \omega$ 为待估参数。 $GTFP_{i,t-1}$ 和 $GTFP_{i,t-2}$ 分别表示滞后一期和滞后二期的绿色发展效率,且作为解释变量放入模型中,但这会使模型各变量之间产生内生性问题,同时也会导致模型出现自相关。为解决此问题,本文借鉴 Arellano-Bond^[29]与 Blundell-Bond^[30]提出的动态面板广义矩——差分 GMM 模型进行估计,通过引入被解释变量的滞后项作为工具变量可有效解决内生性问题。

根据前文分析,环境规制对绿色发展效率的影响具有两面性,一方面通过倒逼技术创新推动绿色发展效率提升,另一方面使企业成本增加,进而抑制绿色发展效率。在环境规制约束下,数字金融可通过优化资源配置缓解融资约束、调整产业结构、推动技术创新影响绿色发展效率,因此采用中介效

应模型进行检验，模型设定为如下形式：

$$Z_{it} = \alpha_0 + \varphi_1 Z_{i,t-1} + \varphi_2 Z_{i,t-2} + \delta_1 \ln df_{it} + \delta_2 er_{it} + \delta_3 \ln df_{it} \times er_{it} + \sum_{i=1}^6 \gamma_i control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \sigma_1 GTFP_{i,t-1} + \sigma_2 GTFP_{i,t-2} + \tau_1 Z_{it} + \tau_2 \ln df_{it} + \tau_3 er_{it} + \tau_4 \ln df_{it} \times er_{it} + \sum_{i=1}^6 control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)中 Z_{it} 为数字金融对绿色发展效率影响的机制变量， δ_1 为数字金融对各机制变量是否存在正向促进作用，式(3)中 τ_1 为机制变量是否对绿色发展效率产生影响。根据前文分析，选取如下三个机制变量：

产业结构高级化(AIS)。借鉴干春晖等^[31]的方法，采用第三产业总产值与第二产业总产值比重衡

量。金融资源配置(FRA)。借鉴李荣锦等^[14]的方法，以第二产业金融资源配置规模表示，即年度信贷总额，具体计算方法为工业企业负债总额与流动负债之差。技术创新(TI)。技术创新水平以国内专利申请授权数衡量。

(三) 数据来源

鉴于北京大学数字普惠金融指数从 2011 年开始测算，本文选择 2011—2020 年数据。由于西藏和港澳台统计数据缺失较为严重，因此以 30 个省份的面板数据为基础进行检验和分析。数据来源于 EPS 数据库、CSMAR 数据库以及《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》。变量描述性统计结果如表 1 所示。

表1 变量定义与描述性统计

| 变量类别 | 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 | 均值 | 标准误 | 最小值 | 最大值 |
|--------|---------|--------------|----------------------------|--------|-------|-------|--------|
| 被解释变量 | 绿色发展效率 | <i>GTFP</i> | Malmquist-Luenberger 生产率指数 | 0.998 | 0.568 | 0.629 | 1.304 |
| | 环境规制 | <i>er</i> | 工业污染治理投资占 GDP 比重 | 0.121 | 0.124 | 0.001 | 1.103 |
| | | <i>df</i> | 北大数字普惠金融指数对数 | 5.219 | 0.668 | 2.909 | 6.068 |
| 核心解释变量 | 数字金融 | <i>cov</i> | 覆盖广度对数 | 5.075 | 0.820 | 0.673 | 5.984 |
| | | <i>deep</i> | 使用深度对数 | 5.201 | 0.648 | 1.911 | 6.192 |
| | | <i>dig</i> | 数字化程度对数 | 5.510 | 0.698 | 2.026 | 6.136 |
| 机制变量 | 产业结构高级化 | <i>AIS</i> | 第三产业产值/第二产业产值 | 1.325 | 0.730 | 0.527 | 5.297 |
| | 金融资源配置 | <i>FRA</i> | 第二产业金融资源配置规模 | 8.224 | 0.698 | 5.568 | 9.911 |
| | 技术创新 | <i>TI</i> | 国内专利申请授权数对数 | 10.105 | 1.439 | 6.219 | 13.473 |
| 控制变量 | 经济发展 | <i>eco</i> | 2010 年为不变价计算的实际人均 GDP 对数 | 1.480 | 0.429 | 0.390 | 2.614 |
| | 人口密度 | <i>pop</i> | 年末常住人口/行政面积 | 4.705 | 7.074 | 0.079 | 39.492 |
| | 政府干预 | <i>dgi</i> | 地方财政一般预算支出/总人口 | 1.300 | 0.606 | 0.449 | 3.408 |
| | 基础设施建设 | <i>inc</i> | (公路里程+铁路营业里程+内河航道里程)/行政面积 | 1.012 | 0.560 | 0.092 | 2.529 |
| | 城镇化率 | <i>urban</i> | 城镇常住人口/常住人口 | 0.584 | 0.122 | 0.350 | 0.942 |
| | 对外开放 | <i>open</i> | 外商直接投资总额与 GDP 比值 | 6.251 | 5.749 | 0.769 | 26.702 |

四、实证研究及其结果分析

(一) 数字金融对绿色发展效率的影响

表 2 报告了全国样本估计结果，其中列(1)为数字金融总指数对绿色发展效率影响的估计结果，列(2)~(4)分别为数字金融的覆盖广度、使用深度、数字化程度三个子维度对绿色发展效率影响的估计结果。

本文采用两步差分 GMM 模型进行估计。两步

差分 GMM 模型的运用还需具备两个条件：一是随机扰动项存在一阶自相关，但不存在二阶或更高阶自相关；二是不存在工具变量过度识别问题。估计结果显示，AR(1)均在 5%水平上显著，但 AR(2)均不显著，说明模型随机扰动项存在一阶自相关，但不存在二阶自相关；Hansen 检验结果显示 P 值大于 0.1，不显著，表明所有工具变量均有效，不存在过度识别问题，因此差分 GMM 模型估计正确。

表2 全国样本计量回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| <i>L.GTFP</i> | 0.061 (0.121) | 0.166 (0.152) | 0.295** (0.115) | 0.362*** (0.091) |
| <i>L2.GTFP</i> | -0.275** (0.131) | -0.405*** (0.102) | -0.469*** (0.158) | -0.588*** (0.143) |
| <i>er</i> | -0.058*** (0.012) | -2.132*** (0.357) | -1.939*** (0.164) | -4.241*** (0.596) |
| <i>ln_{df}</i> | 0.274*** (0.055) | | | |
| <i>ln_{df}×er</i> | 0.435*** (0.049) | | | |
| <i>ln_{cov}</i> | | 0.069*** (0.046) | | |
| <i>ln_{cov}×er</i> | | 0.393*** (0.068) | | |
| <i>ln_{deep}</i> | | | 0.043*** (0.014) | |
| <i>ln_{deep}×er</i> | | | 0.375*** (0.034) | |
| <i>ln_{dig}</i> | | | | 0.088*** (0.030) |
| <i>ln_{dig}×er</i> | | | | 0.739*** (0.105) |
| <i>eco</i> | 0.062 (0.146) | 0.302* (0.180) | 0.602*** (0.091) | 0.529*** (0.091) |
| <i>pop</i> | 0.200*** (0.056) | 0.207*** (0.049) | 0.111** (0.049) | 0.081 (0.051) |
| <i>dgi</i> | -0.061 (0.038) | -0.029 (0.033) | -0.026(0.037) | 0.005 (0.035) |
| <i>inc</i> | -0.108 (0.124) | -0.217 (0.140) | -0.225 (0.148) | -0.209 (0.147) |
| <i>urban</i> | -0.022*** (0.003) | -0.022*** (0.004) | -0.022*** (0.004) | -0.019*** (0.004) |
| <i>open</i> | -0.020*** (0.003) | -0.018*** (0.003) | -0.018*** (0.002) | -0.018*** (0.004) |
| <i>_cons</i> | -0.207 (1.028) | -1.055 (1.225) | -2.748*** (0.780) | -1.743** (0.688) |
| <i>AR(1)-P</i> | 0.010 | 0.014 | 0.016 | 0.024 |
| <i>AR(2)-P</i> | 0.941 | 0.737 | 0.998 | 0.570 |
| <i>Hansen-P</i> | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |

注：括号内数值为稳健标准误差，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

在此基础上，本文使用绿色发展效率的滞后一期与滞后二期作为工具变量对模型进行估计。滞后一期的绿色发展效率对本期影响系数显著为正，这意味着前一期绿色发展效率对本期绿色发展效率具有显著提升作用。而滞后二期的绿色发展效率对本期绿色发展效率的影响显著为负，即滞后二期绿色发展效率会抑制本期绿色发展效率。这表明上一期绿色发展效率提高改善了生态环境，但由于环境规制政策的实施具有一定的滞后性，环境规制尚未显示其影响效应，政府选择继续执行上一期环境规制政策，而滞后二期的绿色发展效率对本期产生了抑制作用，这意味着高强度的环境规制抑制了绿色发展效率，政府不得不选择放松环境规制强度，以提高经济产出。

数字金融及其三个子维度对绿色发展效率的影响均显著为正，这表明数字金融的发展对于地方绿色发展效率具有显著促进作用， H_1 得到验证。数字金融具有极强的绿色属性，其天然的普惠性、高效性和便捷性优势在提升绿色发展效率过程中起到积极作用。一方面，数字金融借助现代化数字技

术拓展了金融服务边界，提高了资源配置效率，能精准识别绿色环保项目，引导资源流入高技术、创新型环境友好企业，为企业“输血”的同时增加环境效益。另一方面，刺激绿色消费需求，促进绿色产业转型升级。绿色消费、绿色信贷激发了居民对环保产品的需求，引导产业向绿色环保方向升级，促进经济与环境良性循环，推动了绿色发展。

环境规制对绿色发展效率的影响显著为负，这意味着环境规制对绿色发展效率的提升产生了负面效应，表明环境规制的影响尚未越过“波特拐点”，即环境规制带给企业的“合规成本”负面效应尚未跃升到“技术创新”补偿正面效应。可能的原因是，我国环境规制多以排放约束和污染治理为出发点，迫使企业加大污染处理和生态保护支出，而我国又以重工业和制造业为主，所承受的环境规制水平较高，合规成本较大，短期内无法通过绿色创新技术弥补环境规制所付出的成本，只有恰当的环境规制，持续促进企业提高能源利用效率，创新生产工艺和环保技术，尽量发挥“创新补偿效应”，才能提升绿色发展效率。

数字金融与环境规制的协同作用对绿色发展效率的影响显著为正, 这表明数字金融与环境规制的互动效应对绿色发展效率提升具有积极影响, H_3 得到验证。数字金融能够缓解因环境规制产生的融资约束, 在一定程度上弱化环境规制对绿色发展效率的负向影响, 地方政府在利用环境规制倒逼企业绿色转型升级时也需要借助数字金融引导资源流动, 支持生产技术和治污技术的创新和应用, 因此, 发挥好数字金融与环境规制二者的协同作用能够有效提高区域绿色发展效率。

控制变量中经济发展水平和人口密度对绿色发展效率的作用显著为正, 表明经济发展和人口密度有助于提升绿色发展效率。理论上, 人口密度越大, 能源消费越多, 碳排放量也越高, 会降低绿色发展效率, 但也可能会带来较高的人力资本水平, 对绿色发展具有一定促进作用。城镇化率对绿色发展效率的作用显著为负, 表明城镇化水平的提升在一定程度上降低绿色发展效率的提升; 对外开放显著抑制了绿色发展水平, 说明部分高污染高能耗外资企业转移到我国, 在一定程度上抑制了绿色发展。

(二) 区域异质性分析

我国土地幅员辽阔, 地域之间要素禀赋存在显著差异, 为检验数字金融对绿色发展效率影响的区域异质性, 本文按照国家统计局的区域划分标准, 将全国分为东中西部三个区域, 其中, 东部 11 个省份, 中部 8 个省份, 西部 11 个省份, 并进行实证检验, 结果如表 3 所示。

表3 分区域计量回归结果

| 变量 | (1) East-GTFP | (2) Middle-GTFP | (3) West-GTFP |
|-----------------|------------------|------------------|-------------------|
| <i>L.GTFP</i> | 0.231 (0.375) | -0.701 (0.432) | 0.013 (0.206) |
| <i>L2.GTFP</i> | -0.273** (0.459) | -0.733** (0.320) | -0.337* (0.173) |
| <i>Indf</i> | 0.234* (0.184) | 0.049** (0.201) | 0.439*** (0.150) |
| <i>er</i> | -0.111 (0.132) | -0.053* (0.106) | -0.084*** (0.028) |
| <i>Indf×er</i> | 0.397 (0.422) | 0.627** (0.277) | 0.476** (0.230) |
| <i>control</i> | YES | YES | YES |
| <i>_cons</i> | 0.846(2.451) | -4.566(4.115) | 1.891(1.742) |
| <i>AR(1)-P</i> | 0.013 | 0.086 | 0.022 |
| <i>AR(2)-P</i> | 0.646 | 0.538 | 0.485 |
| <i>Hansen-P</i> | 1.000 | 1.000 | 1.000 |

从结果可知, 绿色发展效率滞后二期对当期值产生显著负向影响, 与全样本估计结果一致。而数

字金融对绿色发展效率的影响均呈正向影响, 但影响程度存在差异, 其中, 对西部地区的影响效应大于东部和中部地区, 可能的解释是西部地区绿色发展效率普遍偏低, 而数字金融对于绿色发展效率的提升空间较大, 作用更为显著。环境规制对中西部地区的绿色发展效率呈显著负向影响, 但对东部地区影响不显著。可能的原因是东部地区经济发展程度高, 且较多高新技术行业集中在东部, 而中西部较多传统制造业, 能源消耗与环境污染较强, 政府提高环境规制强度对其影响较大。数字金融与环境规制交互项对中西部绿色发展效率产生显著正向影响, 表明在环境规制约束下, 数字金融在一定程度上能提升绿色发展效率。

(三) 作用机制检验

为进一步检验数字金融对绿色发展效率的影响机制, 本文拟从两个方面进行分析: 一是数字金融是否对三个机制变量产生显著影响, 二是三个机制变量如何影响绿色发展效率。根据模型(2)和(3)对其进行实证检验, 结果如表 4 所示。

列(1)结果显示数字金融对产业结构高级化的影响系数为 0.352, 且在 1%水平上显著, 说明数字金融能够通过数字技术, 引导资金向绿色部门和高科技产业流入, 促进产业结构优化升级, 同时, 数字金融通过差异化的金融产品与服务激发绿色消费需求, 倒逼绿色产业链重新布局, 实现产业结构优化。列(3)结果显示数字金融对金融资源配置影响系数为 0.094, 且在 10%的水平上显著, 即数字金融能够通过创新金融服务触及小微企业等受到资金歧视的“长尾群体”, 优化分配体系, 有效缓解资源错配问题, 为全面提升绿色发展效率提供有力的资金支持。另外, 列(5)结果显示数字金融对技术创新影响系数为 0.880, 且在 1%水平上显著, 说明数字金融对技术创新具有显著促进作用。

为证明传导机制的完整性, 进一步检验三个机制变量对绿色发展效率的影响, 结果如表 4 中列(2)、列(4)和列(6)所示。结果显示, 产业结构高级化、金融资源配置、技术创新对绿色发展效率的影响均显著为正, 说明在环境规制约束下, 数字金融能够通过以上三条路径推动绿色发展效率的提升。数字金融依托现代化技术, 弥补了传统金融的缺陷, 能降低小微企业的研发成本, 推进新技术的应用,

从而提高绿色发展效率。因此,数字金融能够通过 进而对绿色发展效率产生正向影响, H_2 得到验证。优化产业结构、促进金融资源优化配置和技术创新

表4 作用机制检验

| 变量 | (1) <i>AIS</i> | (2) <i>GTFP</i> | (3) <i>FRA</i> | (4) <i>GTFP</i> | (5) <i>TI</i> | (6) <i>GTFP</i> |
|----------------------------------|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| <i>L.Z</i> | 0.649*** (0.030) | | 0.224*** (0.068) | | 0.484*** (0.077) | |
| <i>L2.Z</i> | -0.060* (0.033) | | -0.086** (0.038) | | 0.159*** (0.028) | |
| <i>L.GTFP</i> | | 0.277*** (0.088) | | 0.292 (0.265) | | 0.260*** (0.090) |
| <i>L2.GTFP</i> | | -0.491*** (0.132) | | -0.480** (0.222) | | -0.526*** (0.130) |
| <i>Z</i> | | 0.152*** (0.039) | | 0.126*** (0.038) | | 0.199*** (0.020) |
| <i>ln_{df}</i> | 0.352*** (0.070) | 0.182** (0.075) | 0.094* (0.169) | 0.223* (0.135) | 0.880*** (0.227) | 0.178*** (0.066) |
| <i>er</i> | 0.108*** (0.026) | -0.069** (0.032) | 0.042 (0.056) | -0.009 (0.071) | -0.218*** (0.079) | -0.172*** (0.028) |
| <i>ln_{df}×<i>er</i></i> | -0.046 (0.065) | 0.482*** (0.096) | 1.211*** (0.328) | 0.690** (0.306) | 1.126** (0.571) | 0.491*** (0.103) |
| <i>control</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>_cons</i> | 2.247*** (0.860) | -0.197 (1.023) | 3.347* (1.865) | -0.575 (1.322) | 14.732*** (2.413) | -0.579 (1.012) |
| <i>AR(1)-P</i> | 0.012 | 0.023 | 0.005 | 0.028 | 0.001 | 0.038 |
| <i>AR(2)-P</i> | 0.177 | 0.916 | 0.720 | 0.586 | 0.174 | 0.763 |
| <i>Hansen-P</i> | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |

注:列(2)、(4)和(6)的 *Z* 分别代表机制变量 *AIS*、*FRA*、*TI*。

(四) 稳健性检验

为检验模型估计结果的稳健性,本文从估计方法、被解释变量和解释变量选取三个方面对上述结果进行了稳健性检验。

(1) 采用系统 GMM 方法。系统 GMM 相比

差分 GMM 其优势体现在,它将差分方程与水平方程作为一个方程系统进行估计,能够提高估计的效率,减少估计误差。因此,本文采用系统 GMM 模型对数据进行稳健性检验,如表 5 列(1)所示,检验结果与差分 GMM 模型检验结果一致。

表5 稳健性检验

| (1)系统GMM模型 | | (2)替换被解释变量 | | (3)替换核心解释变量 | |
|----------------------------------|-------------------|----------------------------------|-------------------|-----------------------------------|-------------------|
| <i>L.GTFP</i> | 0.251** (0.101) | <i>L.GTFP_1</i> | -0.130 (0.128) | <i>L.GTFP</i> | 0.203** (0.083) |
| <i>L2.GTFP</i> | -0.736*** (0.109) | <i>L2.GTFP_1</i> | -0.453*** (0.102) | <i>L2.GTFP</i> | -0.394*** (0.110) |
| <i>ln_{df}</i> | 0.267*** (0.042) | <i>ln_{df}</i> | 0.200*** (0.035) | <i>ln_{df}</i> | 0.238*** (0.064) |
| <i>er</i> | -0.017* (0.011) | <i>er</i> | -0.006 (0.011) | <i>ere</i> | -0.848*** (0.130) |
| <i>ln_{df}×<i>er</i></i> | 0.344*** (0.083) | <i>ln_{df}×<i>er</i></i> | 0.177*** (0.064) | <i>ln_{df}×<i>ere</i></i> | 0.157*** (0.025) |
| <i>_cons</i> | 0.706*** (0.246) | <i>_cons</i> | 2.279*** (0.668) | <i>_cons</i> | 1.161 (1.100) |
| <i>control</i> | YES | <i>control</i> | YES | <i>control</i> | YES |
| <i>AR(1)-P</i> | 0.016 | <i>AR(1)-P</i> | 0.036 | <i>AR(1)-P</i> | 0.019 |
| <i>AR(2)-P</i> | 0.221 | <i>AR(2)-P</i> | 0.416 | <i>AR(2)-P</i> | 0.839 |
| <i>Hansen-P</i> | 1.000 | <i>Hansen-P</i> | 1.000 | <i>Hansen-P</i> | 1.000 |

(2) 替换被解释变量。本文采用 Global Malmquist-Luenberger 方法重新测算绿色生产效率,以更准确评判和比较各地区绿色发展效率水平。根据测算结果对模型重新进行估计,结果如表 5 列(2)所示。除环境规制不显著外,其他变量基本与前文一致,说明数字金融对绿色发展效率的提升作用是稳健的。

(3) 替换核心解释变量。本文采取单一指标法

度量环境规制,选取工业污染治理投资占工业增加值的比重衡量各省份的环境规制强度,估计结果如表 5 列(3)所示,与前文基本一致。

五、主要结论与政策建议

基于 2011—2020 年省级面板数据,采用方向性距离函数和 Malmquist-Luenberger 生产率指数测算绿色发展效率,在此基础上通过动态面板 GMM

模型实证检验数字金融对绿色发展效率的影响机制,并进行了稳健性检验。主要结论如下:环境规制约束下,数字金融及其三个子维度对绿色发展效率提升起促进作用,且存在区域异质性;数字金融与环境规制二者的交互作用对绿色发展效率的提升具有正向影响,数字金融能够缓解因环境规制产生的融资约束,在一定程度上弱化环境规制对绿色发展效率的负效应;作用机制检验表明数字金融通过产业结构高级化、金融资源优化配置和技术创新进而对绿色发展效率产生正向影响。

根据以上结论,本文提出如下政策建议:

(1) 优化环境规制的顶层设计,建立并施行科学、合理、富有弹性的环境规制政策。一是因地制宜制定差别化、多样化的环境规制政策。环境规制对绿色发展效率的影响存在显著的地区差异,应结合各地区经济环境资源禀赋特征,制定与产业特性相适应的环境规制政策。二是完善环境规制从出台到落地实行的每一个细节,实施环境规制政策过程应避免“一刀切”“一停了之”等粗暴的政策执行方法。三是降低环境规制政策调整频率,制定长远的环境规制政策,实行严格而恰当的环境规制强度,只有这样才能真正发挥环境规制对绿色发展效率的积极作用。

(2) 充分发挥数字金融在生态环境治理中的积极作用。一是依托现代数字技术精确筛选绿色、清洁、环保企业与项目,引导金融资源向高技术、高附加值等绿色产业倾斜,适当对高污染高能耗企业进行融资约束,加快绿色产业链布局,倒逼产业绿色转型升级。二是搭建多元化的数字金融平台,进行数字金融服务模式创新,整合社会闲散资金,发挥数字金融普惠性、可达性和高效性优势,服务更多“长尾群体”,缓解融资约束。三是充分发挥数字金融在环境保护中的资源优化配置效应,破除金融资源流动性分层,合理利用政府“有形之手”与市场“无形之手”,构建“政府-市场”双轨并行机制,推动数字金融与环境规制形成合力,协同推进绿色发展。

(3) 积极鼓励并支持企业绿色创新技术研发与应用,为绿色发展提供内源驱动。紧扣绿色低碳

发展方向,组建先进绿色低碳技术研发团队,打破技术壁垒,加大关键核心技术研发支持力度,促进低碳技术成果产出与应用,推动绿色发展进程。在全球低碳转型的大趋势下,低碳的发展能力、先进的低碳技术代表了国际竞争力,因此,低碳技术的研发与应用有利于抢占未来世界绿色市场竞争的制高点,引领世界低碳经济发展潮流。

注释:

① 详细计算公式请参考: <https://www.ipcc-nggip.iges.or.jp/public/2006gl/index.html>.

参考文献:

- [1] 黄建欢,吕海龙,王良健. 金融发展影响区域绿色发展的机理——基于生态效率和空间计量的研究[J]. 地理研究, 2014, 33(3): 532-545.
- [2] 周五七,朱亚男. 金融发展对绿色全要素生产率增长的影响研究——以长江经济带 11 省(市)为例[J]. 宏观质量研究, 2018, 6(3): 74-89.
- [3] 徐璋勇,朱睿. 金融发展对绿色全要素生产率的影响分析——来自中国西部地区的实证研究[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2020, 43(1): 117-129.
- [4] BOUTABBA M A. The impact of financial development, income, energy and trade on carbon emissions: Evidence from the Indian economy[J]. Economic Modeling, 2014, 40(3): 33-41.
- [5] TAMAZIAN A, CHOUSA J P, VADLAMANNATI K C. Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: Evidence from BRIC countries[J]. Energy Policy, 2009, 37(1): 246-253.
- [6] ELHEDDAD M, BENJASAK C, DELJAVAN R, et al. The effect of the fourth industrial revolution on the environment: The relationship between electronic finance and pollution in OECD countries[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2021(163): 120485.
- [7] 王康仕,孙旭然,张林曦,等. 金融数字化是否促进了绿色金融发展?——基于中国工业上市企业的实证研究[J]. 财经论丛, 2020(9): 44-53.
- [8] 田杰,谭秋云,陈一明. 数字普惠金融、要素扭曲与绿色全要素生产率[J]. 西部论坛, 2021, 31(4): 82-96.
- [9] 惠献波. 数字普惠金融发展与城市全要素生产率——来自 278 个城市的经验证据[J]. 投资研究, 2021, 40(1): 4-15.
- [10] 张英浩,陈江龙,程钰. 环境规制对中国区域绿色经济效率的影响机理研究——基于超效率模型和空间面板计量模型实证分析[J]. 长江流域资源与环境, 2018,

- 27(11): 2407-2418.
- [11] 王伟, 孙芳城. 金融发展、环境规制与长江经济带绿色全要素生产率增长[J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2018, 39(1): 129-137.
- [12] 罗知, 齐博成. 环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据[J]. 经济研究, 2021, 56(2): 174-189.
- [13] 胡江峰, 黄庆华, 潘欣欣. 环境规制、政府补贴与创新质量——基于中国碳排放交易试点的准自然实验[J]. 科学学与科学技术管理, 2020, 41(2): 50-65.
- [14] 李荣锦, 杨阳. 环境规制、金融资源配置与绿色发展效率[J]. 生态经济, 2020, 36(5): 147-152.
- [15] PORTER M E, C V D LINDE. Towards a new conception of the environmental-competiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995(4): 97-118.
- [16] 何爱平, 安梦天. 地方政府竞争、环境规制与绿色发展效率[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(3): 21-30.
- [17] 杜龙政, 赵云辉, 陶克涛, 等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(10): 106-120.
- [18] 冯斐, 冯学钢, 侯经川, 等. 经济增长、区域环境污染与环境规制有效性——基于京津冀地区的实证分析[J]. 资源科学, 2020, 42(12): 2341-2353.
- [19] 王韧. 环境规制与绿色技术创新的动态关联——基于“波特假说”的再检验[J]. 科技管理研究, 2020, 40(8): 243-250.
- [20] ACEMOGLU D. The environment and directed technical change[J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 131-166.
- [21] 原毅军, 陈喆. 环境规制、绿色技术创新与中国制造业转型升级[J]. 科学学研究, 2019, 37(10): 1902-1911.
- [22] 刘敏楼, 黄旭, 孙俊. 数字金融对绿色发展的影响机制[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(6): 113-122.
- [23] 万佳彧, 周勤, 肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020(1): 71-83.
- [24] 赵晓鸽, 钟世虎, 郭晓欣. 数字普惠金融发展、金融错配缓解与企业创新[J]. 科研管理, 2021, 42(4): 158-169.
- [25] 上官绪明, 葛斌华. 数字金融、环境规制与经济高质量发展[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2021, 41(10): 84-98.
- [26] CHUNG Y H, FÄRE R, GROSSKOPF S. Productivity and undesirable outputs: A directional distance function approach[J]. Journal of Environmental Management, 1997, 51(3): 229-240.
- [27] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952—2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(10): 17-31.
- [28] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [29] ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations[J]. Review of Economic Studies, 1991(58): 277-297.
- [30] BLUNELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. Journal of Econometrics, 1998(87): 115-143.
- [31] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16.

责任编辑: 曾凡盛